

М. В. Багдасаров, А. Н. Березняцкий

## Анализ среднесрочных тенденций в динамике инфляционных процессов в экономике России

*Статья посвящена анализу динамики цен на потребительском рынке в экономике России с целью выявления факторов, формирующих среднесрочную ценовую динамику. Исследовались следующие ценовые показатели: индекс потребительских цен и базовый индекс потребительских цен, индексы цен на продовольственные и непродовольственные товары, индекс цен на платные услуги населению. В качестве основных объясняющих переменных при построении эконометрических моделей для этих показателей были выбраны: темп прироста денежного агрегата M2, темп прироста обменного курса доллара к рублю, темп прироста цен в электроэнергетике. Исследовалось влияние кризиса 1998 года на ценовую динамику, а также влияние сезонных факторов. Основным выводом статьи является тезис о том, что паттерн влияния монетарных и немонетарных факторов на среднесрочную ценовую динамику изменялся на разных временных интервалах в течение 1990–2000-х годов.*

Высокий уровень инфляции продолжает оставаться серьезной проблемой для Российской экономики. По итогам 2005 года цены в России выросли в среднем на 12,5% по сравнению с 2004 годом (110,88% декабрь 2005 года к декабрю 2004 года), при этом заявленный ориентир Центрального банка по инфляции составлял 7,5–8,5%.

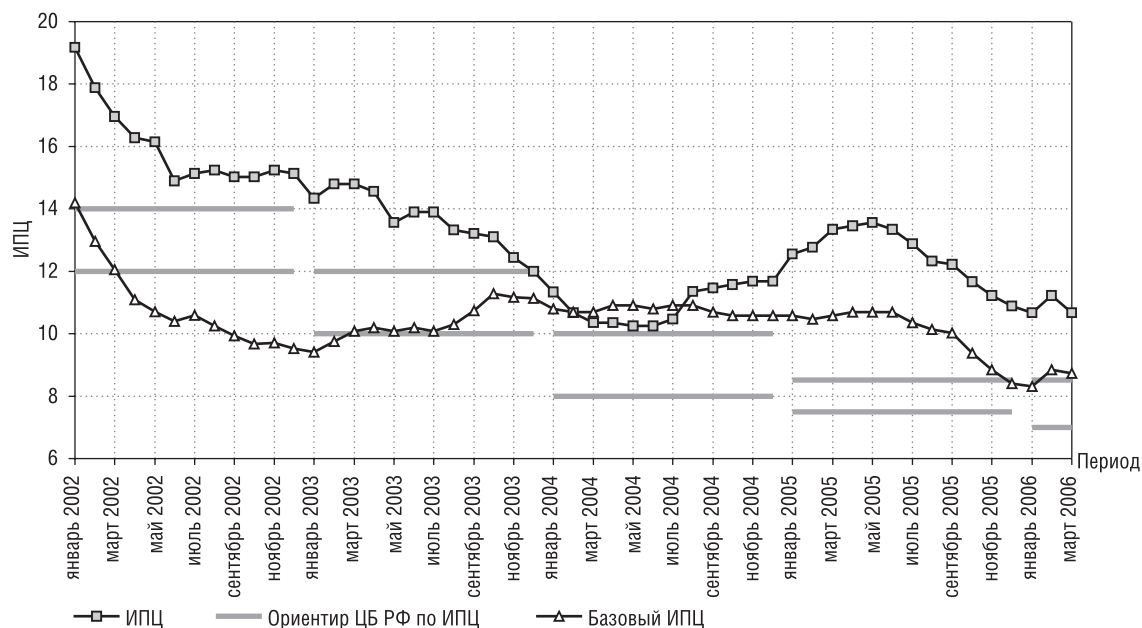
За последние 5 лет Центральному банку России (ЦБ РФ) лишь однажды удалось полностью уложиться в заявленные ориентиры по инфляции (рис. 1): в 2003 году уровень инфляции составлял 11,9% при ориентире ЦБ РФ 10–12%.

В остальных случаях инфляция по итогам года значительно отклонялась от заявленных ориентиров. Что касается базовой инфляции, характеризующей динамику цен, очищенную от воздействия немонетарных факторов, то с начала 2003 года наблюдалась тенденция роста данного показателя, а в 2004 году впервые за предыдущие три года его значение превысило ориентир для индекса потребительских цен (ИПЦ).

В «Основных направлениях единой государственной денежно-кредитной политики на 2006 год» [Основные направления (2006)] лимит по инфляции устанавливается в размере 7–8,5% в год, при этом только за первые три месяца 2006 года цены выросли на 2,72% (март 2006 года к декабрю 2005 года), что свидетельствует о наличии серьезных проблем в реализации правительственной программы по борьбе с инфляцией.

Данное исследование посвящено анализу динамики цен на потребительском рынке с целью выявления факторов, оказывающих существенное влияние на их среднесрочную динамику. Для этих целей были построены регрессионные уравнения<sup>1</sup>, описывающие следующие показатели ценовой динамики:

<sup>1</sup> Подтверждение стационарности всех рядов исходных данных, а также их подробное описание приведены в статистическом приложении.



Источник: Госкомстат и ЦБ РФ.

**Рис. 1.** Динамика инфляции на потребительском рынке и базовой инфляции (% к соответствующему месяцу предыдущего года)

- индекс потребительских цен и базовый индекс потребительских цен,
- индексы цен на продовольственные и непродовольственные товары,
- индексы цен на платные услуги населению,

отдельно рассмотрены услуги жилищно-коммунального хозяйства и плодоовощная продукция (динамика цен, которых определяется в основном немонетарными факторами).

В качестве объясняющих переменных были выбраны темп прироста денежного агрегата M2 (в качестве показателя динамики объема денежной массы), темп прироста курса доллара к рублю (предполагается, что из-за высокой доли импорта в потребительской корзине и высокой степени долларизации российской экономики должна прослеживаться прямая связь между обменным курсом и инфляцией) и темп прироста цен в электроэнергетике (из-за высокой степени вмешательства органов государственного управления в данную сферу, динамика цен в электроэнергетике должна содержать в себе информацию о тарифной политике государства). Также в число объясняющих переменных включается значение объясняемой переменной с лагом равным единице, что призвано отразить инфляционные ожидания населения. Помимо этого, проведен анализ последствий кризиса августа 1998 года.

Проведенное исследование показало (табл. 1 и 2), что основными немонетарными факторами, оказывающими воздействие на динамику цен в пореформенной России, как и ожидалось, были обменный курс и цены в электроэнергетике. После августовского кризиса воздействие немонетарных факторов стало хуже улавливаться статистически, а лаг между колебаниями денежной массы и соответствующими колебаниями цен сократился с 6 до 4–5 месяцев.

Таблица 1

**Характеристики модели индекса потребительских цен  
для периода с июля 1994 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
CPI(-1)	0,255126	0,031543	8,088237
M2(-6)	0,136565	0,025497	5,356149
EPI	0,187434	0,033272	5,633393
D1	0,013224	0,004235	3,122737
D8	-0,016151	0,004246	-3,803827
USD	0,345929	0,012835	26,952390
D94	0,026334	0,006287	4,188870
$R^2 = 0,899313$			

Сокращение влияния обменного курса имеет, по всей видимости, два объяснения. Во-первых, в течение нескольких лет после кризиса августа 1998 года импортные товары оказались не востребованы из-за резкого роста их цен, вызванного существенным падением курса рубля. Во-вторых, причиной данного сокращения является, валютная политика денежных властей России: фактическая фиксация курса привела к снижению колебаний курса, а потому статистически уловить его воздействие на динамику потребительских цен практически невозможно.

Здесь CPI — темп прироста потребительских цен по отношению к предыдущему месяцу (в скобках указан лаг соответствующей переменной в месяцах), M2 — темп прироста денежного агрегата M2 по отношению к предыдущему месяцу, EPI — темп прироста цен в электроэнергетике по отношению к предыдущему месяцу, D1 — фиктивная переменная, принимающая значение 1 в январе и 0 в остальных периодах, D8 — фиктивная переменная, принимающая значение 1 в августе и 0 в остальных периодах, D94 — фиктивная переменная равная 1 до января 1995 года и 0 во всех остальных периодах.

Таблица 2

**Характеристики модели индекса потребительских цен  
для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
CPI(-1)	0,665635	0,041420	16,070490
M2(-5)	0,024710	0,013484	1,832489
EPI(-3)	0,074645	0,023796	3,136870
EPI(-6)	0,060920	0,025623	2,377573
D1	0,014296	0,001691	8,455504
D8	-0,009161	0,001919	-4,772893
$R^2 = 0,692691$ BG=0,024456 [0,994783] ARCH= 0,381272 [0,766767]			

Примечание. BG — значение F-статистики теста Бройша–Годфри на наличие автокорреляции в остатках (в скобках указано соответствующее P-значение) [Godfrey L. G. (1978)]; ARCH — значение F-статистики теста ARCH LM на наличие ARCH процессов в остатках (в скобках указано соответствующее P-значение).

Увеличение роли инфляционных ожиданий после кризиса объясняется, по всей видимости, статистически: сокращение количества факторов приводит к возрастанию значимости оставшихся объясняющих переменных. Косвенным подтверждением данного предположения является сокращение показателя  $R^2$ , свидетельствующее об увеличении числа неучтенных факторов.

Фиктивные переменные D1 и D8 отражают сезонность (рис. 2), вносимую в динамику потребительских цен, ценами на плодоовощную продукцию и ряд платных услуг населению (традиционно дорожающих перед и во время новогодних праздников и в конце лета). Переменная D94 компенсирует влияние валютного кризиса, произошедшего в 1994 году.

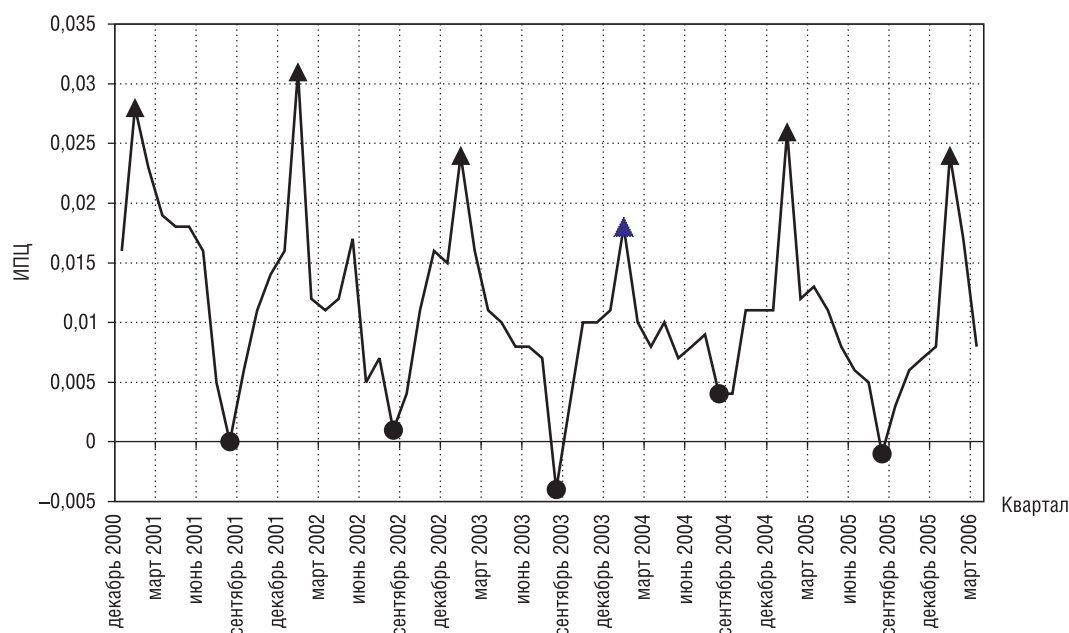


Рис. 2. Динамика индекса потребительских цен

Следует отметить также неплохие оценочные качества модели представленной в табл. 1. Так, стандартная ошибка модели составляет примерно 1,4%. За все время после кризиса августа 1998 года, модельное значение инфляции лишь дважды отклонилось от истинного на величину, превышающую стандартную ошибку регрессии (рис. 3).

### Индексы цен на непродовольственные товары, продовольствие и платные услуги населению

Динамика индекса цен на непродовольственные товары объясняется динамикой денежного предложения, цен в электроэнергетике и курса доллара (табл. 3), что соответствует высокой роли импорта в общем объеме приобретаемых населением непродовольственных товаров. Примечательно, что коэффициенты при таких переменных, как денежная масса и цены в электроэнергетике, практически совпадают с соответствующими коэффициентами в модели для индекса потребительских цен, а коэффициент при авторегрессионной составляющей сопоставим с ним, что косвенно подтверждает адекватность подбора факторов.

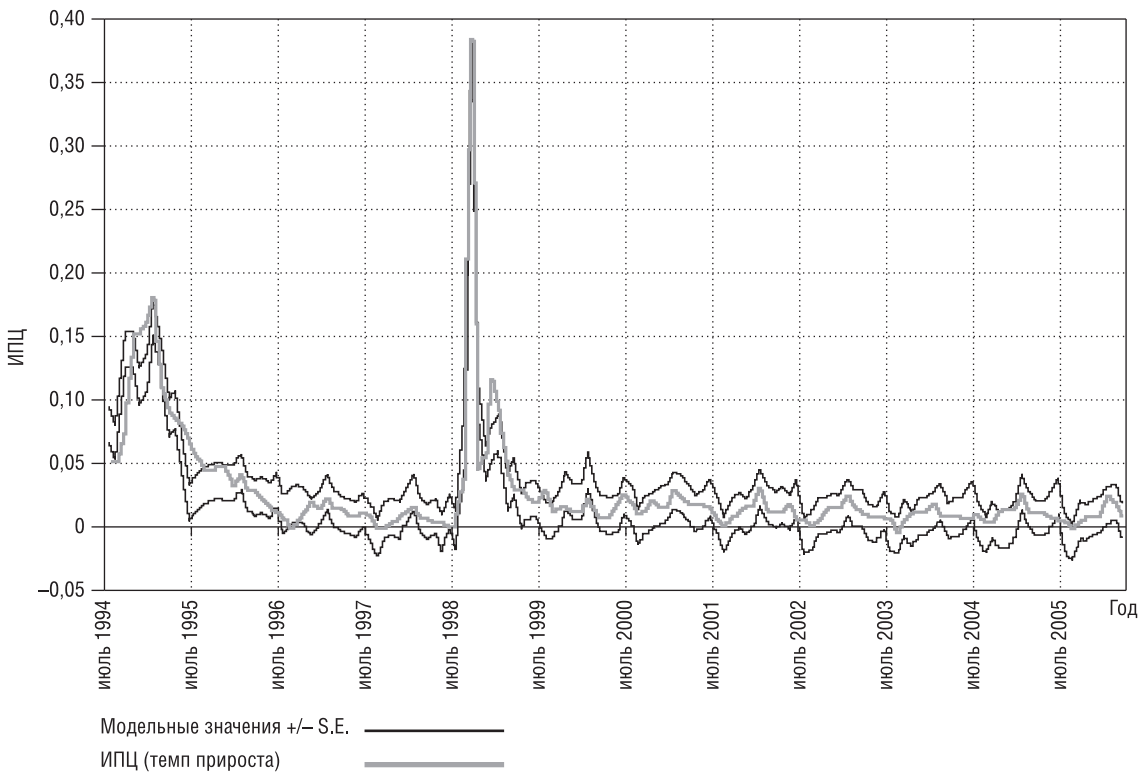


Рис. 3. Характеристика оценочных качеств модели ИПЦ

Таблица 3

**Характеристики модели индекса цен на непродовольственные товары  
для периода с июля 1994 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
NEPROD(-1)	0,181167	0,024337	7,444008
M2(-6)	0,126453	0,023887	5,293759
EPI	0,199301	0,029874	6,671351
USD	0,477654	0,012515	38,166320
$R^2 = 0,928222$ BG=1,352376 [0,260198]			

Примечание. NEPROD — темп прироста потребительских цен на непродовольственные товары.

После кризиса (табл. 4), как и в случае с индексом потребительских цен, сокращается воздействие немонетарных факторов (причины, очевидно, те же), однако появляется январская сезонность. Тем не менее, невысокое значение соответствующего коэффициента означает, что новогодние праздники не оказывают существенного воздействия на инфляцию в сфере непродовольственных товаров.

Таблица 4

**Характеристики модели индекса цен на непродовольственные товары  
для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
NEPROD(-1)	0,803030	0,036189	22,189860
M2(-4)	0,018282	0,010368	1,763245
EPI(-2)	0,041254	0,017622	2,341003
D1	0,003487	0,001233	2,828353
$R^2 = 0,783926$ BG = 2,643604 [0,055024]      ARCH = 3,359369 [0,022930]			

Динамика цен на продовольствие (табл. 5) зависит от тех же факторов, что и индекс потребительских цен, более того значения соответствующих коэффициентов весьма близки, что указывает на одинаковую роль каждого из факторов как при определении динамики потребительских цен в целом, так и при формировании инфляции на продовольственные товары.

Таблица 5

**Характеристики модели индекса цен на продовольственные товары  
для периода с июля 1994 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
PROD(-1)	0,281702	0,038500	7,316939
M2(-6)	0,145161	0,035820	4,052476
EPI	0,123345	0,046767	2,637420
D1	0,013003	0,006116	2,126202
D8	-0,027191	0,006087	-4,466883
USD	0,386175	0,018311	21,090320
D94	0,032666	0,009008	3,626504
$R^2 = 0,844184$ BG = 4,573683			

Примечание. PROD — темп прироста потребительских цен на продовольственные товары.

Воздействие кризиса на динамику продовольственных цен вновь оказывается таким же, как воздействие на динамику цен в целом: в модели остаются те же факторы с сопоставимыми коэффициентами при соответствующих переменных (табл. 6).

Факторы, определяющие динамику инфляции в сфере платных услуг населению (табл. 7), вновь те же, что и в модели для индекса потребительских цен, однако структура модели существенно отличается. Во-первых, увеличилась роль ожиданий. Во-вторых, более существенна роль цен на электроэнергию, что ожидалось, и менее существенна роль денежной

Таблица 6

**Характеристики модели индекса цен на продовольственные товары  
для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
PROD(-1)	0,614602	0,058425	10,519430
M2(-5)	0,048250	0,021595	2,234340
EPI(-3)	0,078433	0,039123	2,004769
EPI(-6)	0,069576	0,041384	1,681206
D1	0,009229	0,002851	3,237327
D8	-0,017148	0,003169	-5,410757
$R^2 = 0,564908$ BG = 1,142343 [0,337494]      ARCH = 1,112632 [0,349146]			

Таблица 7

**Характеристики модели индекса цен на платные услуги населению  
для периода с июля 1994 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
SERV(-1)	0,462305	0,045898	10,072460
D1	0,039314	0,003661	10,739640
D7	0,011470	0,003806	3,013834
M2(-6)	0,089149	0,026937	3,309492
EPI	0,292452	0,038469	7,602236
USD	0,028920	0,010976	2,634800
D94	0,035266	0,005453	6,466651
$R^2 = 0,890117$ BG = 1,051706 [0,372078]      ARCH = 0,658600 [0,578936]			

Примечание. SERV — темп прироста потребительских цен на платные услуги населению.

массы и курса доллара. Последнее объясняется высоким уровнем государственного регулирования в данной сфере, и тем, что многие услуги появились в нашей стране относительно недавно и их бурный рост сопровождается падением цен (например, услуги сотовых операторов), а также тем, что услуги относятся к категории «неторгуемых» товаров, т.е. тех, которые не могут быть импортированы или экспортированы.

Структура сезонности в модели цен на платные услуги населению также несколько отлична от модели для всех потребительских цен: летний рост цен происходит не в августе, а в июле. Причиной этого является то, что сезонность в потребительских ценах формируется по большей части под воздействием динамики цен на плодоовощную продукцию, тради-

ционно дешевающую в конце лета, в то время как сезонность в ценах на платные услуги обусловлена ростом цен на услуги туристического характера в июле — разгаре отпускного сезона.

Цены на услуги, в отличие от прочих потребительских цен даже после кризиса (табл. 8) формируются в значительной мере под воздействием немонетарных факторов.

Таблица 8

**Характеристики модели индекса цен на платные услуги населению  
для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
SERV(-1)	0,312571	0,079498	3,931833
D1	0,041924	0,003863	10,852610
M2(-4)	0,131978	0,025876	5,100496
M2(-5)	0,056383	0,027122	2,078852
EPI	0,211516	0,067442	3,136269
R <sup>2</sup> = 0,619299      BG = 0,668256 [0,574096]      ARCH = 0,819946 [0,486738]			

Цены на услуги жилищно-коммунального хозяйства (ЖКХ) (табл. 9) также зависят практически от тех же факторов, что и потребительские цены. Однако, как и в случае с прочими услугами, структура модели существенно отличается. Во-первых, доминирующим фактором являются цены в электроэнергетике, во-вторых, отсутствует августовский сезонный пик. В-третьих, незначима роль курсового фактора.

Таблица 9

**Характеристики модели индекса цен на услуги жилищно-коммунального хозяйства  
для периода с июля 1994 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
ЖКН(-1)	0,343188	0,065132	5,269118
D1	0,073718	0,009949	7,409310
EPI	0,669651	0,098857	6,773970
M2(-6)	0,129957	0,059793	2,173445
R <sup>2</sup> = 0,697820      BG = 0,592581 [0,620912]      ARCH = 0,571445 [0,634759]			

Примечание. ЖКН — индекс цен на услуги ЖКХ.

После кризиса (табл. 10) из числа объясняющих факторов исчезли инфляционные ожидания, выросла значимость денежной массы и цен в электроэнергетике. Странная сезонность в январе объясняется тем, что на протяжении последних нескольких лет именно в январе директивно и существенно повышались цены на услуги жилищно-коммунального хозяйства.



Связано это с тем, что в конце года, когда становится очевидной невозможность выполнения ЦБ РФ своих обязательств по инфляции, федеральное правительство начинает искусственно сдерживать регулируемые цены, а после того как становится известным значение инфляции на конец года, по которому был поставлен ориентир, правительство повышает цены, компенсируя предшествовавшее этому сдерживание.

Таблица 10

**Характеристики модели индекса цен на услуги жилищно-коммунального хозяйства для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
D1	0,067070	0,007368	9,103527
EPI	0,828801	0,088164	9,400649
M2(-4)	0,178651	0,045923	3,890218
$R^2 = 0,631422$ BG = 0,666273 [0,575244]    ARCH = 0,163952 [0,920331]			

Динамика цен на плодоовощную продукцию в значительной степени определяется факторами сезонности (табл. 11). Наибольшее падение цен на плодоовощную продукцию наблюдается в конце августа (сбор урожая, значительное наполнение рынков данным видом продукции), пик цен приходится на зимний период.

Таблица 11

**Характеристики модели индекса цен на плодоовощную продукцию для периода с марта 1999 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
PLOD(-1)	0,534260	0,058772	9,090452
D1	0,057208	0,016022	3,570575
D8	-0,145031	0,015937	-9,100095
M2(-5)	0,257047	0,101041	2,543976
M2(-6)	0,255570	0,099915	2,557879
$R^2 = 0,730828$ BG = 1,967641 [0,125832]    ARCH = 0,236723 [0,870505]			

Примечание. PLOD — индекс цен на плодоовощную продукцию.

Курсовой фактор, а также цены в электроэнергетике являются незначимыми в ценообразовании на плодоовощную продукцию.

Динамика базовой инфляции (табл. 12), как и следовало ожидать, формируется исключительно под воздействием монетарных факторов.

Фиктивные переменные D1 и D12 взятые с лагом призваны компенсировать традиционные скачки темпов роста денежной массы, происходящие в декабре и январе.

**Характеристики модели базового индекса потребительских цен  
для периода с января 2001 года по март 2006 года**

Переменная	Коэффициент	Стандартная ошибка	t-статистика
BCPI(-1)	0,759005	0,054061	14,039710
M2(-7)	0,051340	0,015638	3,282930
M2(-4)	0,015008	0,007335	2,046206
D12(-7)	-0,003847	0,001741	-2,209544
D1(-7)	0,002797	0,001368	2,045124
$R^2 = 0,566320$ BG = 1,197556 [0,319282]      ARCH = 0,216887 [0,884283]			

Примечание. BCPI — базовый индекс потребительских цен.

**Выводы**

Проведенный анализ показал, что для Российской экономики 1994–2006 годов динамика инфляции формировалась в существенной мере под влиянием динамики денежной массы, что соответствует общепринятым теоретическим представлениям.

Помимо этого, проведенный анализ подтвердил гипотезу о том, что основными немонетарными факторами, влияющими на среднесрочную динамику цен в пореформенной России, являются тарифы и цены естественных монополий (электроэнергия, природный газ, грузовой железнодорожный транспорт) и инфляционные ожидания.

Воздействие тарифов в электроэнергетике на динамику инфляционных процессов значительно на протяжении всего исследуемого промежутка. Однако на послекризисном отрезке (1999–2006 годы) несколько изменилась структура данного воздействия: появились лаги в откликах цен на колебания цен в электроэнергетике.

Прямое влияние валютного курса на динамику цен, объясняется высокой долей импорта в общем объеме потребительских товаров (особенно непродовольственных). Однако после кризиса 1998 года данное влияние перестало улавливаться статистически, что связано с валютной политикой ЦБ РФ, фактически зафиксировавшей обменный курс рубля. Следует заметить, что сокращение прямого влияния обменного курса приводит к росту влияния денежной массы, так как фиксация курса достигается исключительно за счет расширенного предложения денег.

Роль государственного регулирования можно оценивать по косвенным признакам: во-первых, через влияния регулируемых цен на электроэнергию, во-вторых, через динамику жестко регулируемых цен на услуги жилищно-коммунального хозяйства. Однако следует заметить, что воздействие государственного регулирования статистически носит характер «шоков» и не привносит дополнительного тренда в динамику цен.

**Статистическое приложение**

**Описание данных**

В моделях использовались ряды данных, публикуемые Федеральной службой государственной статистики Российской Федерации на регулярной основе: индекс потребительских

цен (ИПЦ), тарифы на товары и платные услуги населению, базовый индекс потребительских цен (БИПЦ), структурные составляющие ИПЦ (индекс цен на продовольственные товары, непродовольственные товары, платные услуги населению), индекс цен производителей промышленности в электроэнергетике<sup>2</sup>. Кроме этого использовались показатели денежной статистики, публикуемые Центральным банком Российской Федерации: денежный агрегат М2, курс доллара США.

ИПЦ измеряет отношение стоимости фиксированного набора товаров и услуг в текущем месяце к его стоимости в предыдущем месяце.

БИПЦ фактически представляет собой индекс потребительских цен за исключением отдельных товарных групп и видов товаров и услуг, цены на которые в основной массе регулируются на федеральном и региональных уровнях, а также в значительной степени подвержены воздействию сезонного фактора.

Индекс цен производителей промышленной продукции в электроэнергетике рассчитывается на основании регистрации цен на товары — представители в базовых предприятиях электроэнергетики. Цены производителей электроэнергетической отрасли представляют собой фактически сложившиеся на момент регистрации цены предприятий электроэнергетики на произведенную продукцию, предназначенную для реализации на внутреннем рынке (без косвенных товарных налогов — налога на добавленную стоимость, акциза и т. п.).

Денежный агрегат М2 представляет собой объем наличных денег в обращении (вне банков) и остатков средств в национальной валюте на счетах нефинансовых организаций и физических лиц, являющихся резидентами Российской Федерации.

Курс доллара США — официальный курс доллара США по состоянию на конец месяца. Официальный курс доллара — курс доллара, объявленный ЦБ РФ на текущую дату.

### Анализ на стационарность

Исходные данные преобразовывались в темпы прироста к предыдущему месяцу.

Применение расширенного теста Дики–Фуллера показывает, что все ряды являются стационарными при 5%-м уровне значимости.

### Анализ данных на стационарность с использованием расширенного теста Дики–Фуллера (ADF)

Ряды данных	Значения ADF-статистик	Значение статистики МакКиннона при 1%-м уровне значимости	Значение статистики МакКиннона при 5%-м уровне значимости
CPI	-3,620594	-3,4767	-2,8815
PROD	-3,756829	-3,4767	-2,8815
NEPROD	-4,627271	-3,4767	-2,8815
SERV	-4,794925	-3,4767	-2,8815
EPI	-4,198274	-3,4767	-2,8815
PLOD	-6,020344	-3,5101	-2,8963

<sup>2</sup> Начиная с 1 января 2005 года использовался индекс цен производства, передачи и распределения электроэнергии, потому что Федеральная служба государственной статистики РФ с 2005 года перешла на новый формат предоставления данных по ОКВЭД и индекс цен в электроэнергетике больше не публикуется.

Продолжение

Ряды данных	Значения ADF-статистик	Значение статистики МакКиннона при 1%-м уровне значимости	Значение статистики МакКиннона при 5%-м уровне значимости
ЖН	-4,199701	-3,4767	-2,8815
M2	-4,503895	-3,4767	-2,8815
USD	-5,182868	-3,4767	-2,8815

### Статистические оценки качества моделей

Модель	Период оценки	Значение F-статистики теста Бройша-Годфри (LM-тест на наличие автокорреляции остатков)	F-статистика теста на наличие ARCH в остатках
ИПЦ	Июль 1994 года — март 2006 года	3,261312 [0,023637]	—
ИПЦ	Март 1999 года — март 2006 года	0,024456 [0,994783]	0,381272 [0,766767]
Индекс цен на непродовольственные товары	Июль 1994 года — март 2006 года	1,352376 [0,260198]	—
Индекс цен на непродовольственные товары	Март 1999 года — март 2006 года	2,643604 [0,055024]	3,359369 [0,022930]
Индекс цен на продовольственные товары	Июль 1994 года — март 2006 года	4,573683 [0,004429]	—
Индекс цен на продовольственные товары	Март 1999 года — март 2006 года	1,142343 [0,337494]	1,112632 [0,349146]
Индекс цен на платные услуги	Июль 1994 года — март 2006 года	1,051706 [0,372078]	0,658600 [0,578936]
Индекс цен на платные услуги	Март 1999 года — март 2006 года	0,668256 [0,574096]	0,819946 [0,486738]
Индекс цен на услуги ЖКХ	Июль 1994 года — март 2006 года	0,592581 [0,620912]	0,571445 [0,634759]
Индекс цен на услуги ЖКХ	Март 1999 года — март 2006 года	0,666273 [0,575244]	0,163952 [0,920331]
Индекс цен на плодоовощную продукцию	Март 1999 года — март 2006 года	1,967641 [0,125832]	0,236723 [0,870505]
Базовый ИПЦ	Январь 2001 года — март 2006 года	1,197556 [0,319282]	0,216887 [0,884283]

Примечание. В квадратных скобках указаны соответствующие Р-значения (Р-значение менее 0,05 обычно свидетельствует об отклонении данной гипотезы).

### Литература

Основные направления единой государственной денежно-кредитной политики на 2006 год. ЦБ РФ; [www.cbr.ru](http://www.cbr.ru).

Godfrey L. G. Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables // *Econometrica*. Vol. 46. November, 1978. № 6.